

Bankacılık Sektörü Hisse Senedi Endeksi İle Enflasyon Arasındaki İlişki: Yedi Ülke Örneği

Doç. Dr. Ashı YÜKSEL

Bahçeşehir Üniversitesi, İ.İ.B.F., İşletme Bölümü, İSTANBUL

Doç. Dr. Aydın YÜKSEL

Işık Üniversitesi, İ.İ.B.F., İşletme Bölümü, İSTANBUL

ÖZET

Bu çalışmanın amacı yedi ülkede bankacılık sektörü endeksi ile tüketici fiyatları endeksi arasındaki ilişkiyi analiz etmektir. Literatürde hisse senedi piyasa endeksi ile tüketici fiyatları endeksi arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışma olmasına karşın, sektör endeksleri ile tüketici fiyatları endeksi arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışma sayısı son derece sınırlıdır, bu çalışma ile literatürdeki bu boşluğun doldurulması hedeflenmektedir. Analizlerde bankacılık sektörü endeksi ile tüketici fiyatları endeksi arasındaki uzun vadeli ilişki Johansen Eşbütünleşim Analizi ve Gecikmesi Dağıtılmış Ardışık Bağımlılık Modeli (ARDL) kullanılarak test edilmiş ve sadece bir ülkede (Arjantin) uzun vadeli bir ilişki bulunmuştur. Makalede ayrıca Granger Nedensellik Analizi yapılmış, Amerika, Avusturya ve Macaristan'da bankacılık sektörü endeksi ile tüketici fiyatları endeksi arasında nedensellik ilişkisinin olmadığı belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Bankacılık sektörü, hisse senedi getiri oranı, enflasyon, eşbütünleşim analizi

JEL Sınıflaması: G11, G15, G21

The Relationship Between Banking Sector Stock Index and Inflation: Evidence From Seven Countries

ABSTRACT

The objective of this study is to analyze the relationship between banking sector stock index and consumer price index in seven countries. While there exist numerous studies in the literature on the relationship between stock market index and consumer price index, only few publications examine the relationship between sector indices and consumer price index. This study aims to fill this gap in the literature. The long-term relationship is analyzed using Johansen Cointegration Analysis and ARDL(Autoregressive Distributed Lag) model. The results show that there is a long-term relationship between banking sector stock index and consumer price index only in Argentina. Moreover, the use of Granger Causality Analysis indicates that there is no causality between banking sector stock index and consumer price index in the U.S., Austria and Hungary.

Key Words: Banking sector, stock return, inflation, cointegration analysis

JEL Classification: G11, G15, G21

I. GİRİŞ

Hisse senetlerinin getiri oranı ile enflasyon arasındaki ilişki finans literatüründe yıllardır hem teorik hem de ampirik olarak irdelenmiştir. Bu konudaki en eski çalışmalardan biri olan Fisher (1930)'un hipotezine göre “hisse senetlerinin beklenen getirisi beklenen enflasyon ile beklenen reel getiri oranının toplamına eşittir”, yani hisse senedi getirisi ile enflasyon arasında pozitif bir ilişki vardır. 1970’li yıllardaki enflasyonist ortam, araştırmacıları enflasyon ile hisse

senedi getirisi arasındaki ilişkiyi incelemeye yönlendirmiş ve bu yıllarda yapılan ampirik çalışmalar “Hisse senedi getirileri yatırımcısını enflasyona karşı korur mu?” sorusuna cevap aramışlardır. Ancak bu çerçevede Amerika üzerine yapılan çalışmalar (Jaffe ve Mandelker (1976), Bodie (1976), Nelson (1976), ve Fama ve Schwert (1977) gibi) beklenenin aksine enflasyon ile hisse senedi piyasa endeksinin getirisi arasında negatif bir ilişkinin varlığını göstermiştir.

Seksenli yıllarda Fama (1981) ve Danthine ve Donaldson (1986) gibi öncü çalışmalar gözlemlenen negative ilişkiyi açıklamaya çalışmıştır. Fama (1981) proxy hipotezi olarak bilinen çalışmasında enflasyonla üretim arasında negatif, üretim ile hisse senedi getirisi arasında da pozitif ilişki olduğu için hisse senedi getirisi ile enflasyon arasında negatif bir ilişki gözlemlendiğini belirtmiştir.

Danthine ve Donaldson (1986) bir denge modeli geliştirmiş ve modelinde hisse senedi getirisi ile enflasyon arasındaki negatif ilişkinin parasal olmayan faktörlerden kaynaklandığını (reel üretim şokları gibi), pozitif ilişkinin ise parasal faktörlerden kaynaklandığını göstermiştir. Ayrıca, Marshall (1992) Danthine ve Donaldson (1986)’yı destekler nitelikte, enflasyonun parasal dalgalanmalardan kaynaklandığı dönemlerde enflasyon ile hisse senedi getirisi arasında negatif bir ilişkinin pek gözlemlenmediğini belirtmiştir.

Literatürde hisse senedi piyasa endeksi ile enflasyon arasında ilişkiyi inceleyen birçok ampirik çalışma bulunmaktadır. Veri setinde hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin yer aldığı Gultekin (1983), savaş sonrası dönemde (1947-1979 yılları arasında) 26 ülke için hisse senedi piyasa endeksi getiri oranı ile enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemiş ve analizlerinin sonucunda anlamlı bir pozitif ilişki bulamamıştır. Ayrıca ilişkinin zaman içinde değiştiğini ve ülkeden ülkeye farklılıklar gösterdiğini de belirtmiştir.

Boudoukh ve Richardson (1993), Groenewold vd. (1997), Anari ve Kolari (2001), ve Gregoriou ve Kontonikas (2010) gelişmiş ülkelerde enflasyon ile hisse senedi piyasa endeksi arasındaki ilişkiyi analiz eden çalışmalardan bazılarıdır. Boudoukh ve Richardson (1993) Amerika ve İngiltere’de geniş bir zaman dilimini kapsayan verileri kullanarak bu ilişkiyi incelemiş ve Fisher (1930)’u destekler nitelikte pozitif bir ilişki gözlemlemiştir. Anari ve Kolari (2001) altı tane gelişmiş ülkede (Amerika, İngiltere, Kanada, Fransa, Almanya ve Japonya) hisse senedi piyasa endeksi ile enflasyon arasındaki ilişkiyi analiz etmiş ve pozitif bir ilişki gözlemlemiştir. Yakın zamanda yapılan çalışmalardan Gregoriou ve Kontonikas (2010) ise 16 tane gelişmiş OECD ülkesini kapsayan panel analizinde pozitif bir ilişki bulmuştur. Ancak, Groenewold vd. (1997) 1960 ve 1991 yılları arasındaki verileri kullanarak yaptığı analizde gelişmiş bir ülke olan Avustralya’da hisse senedi piyasa endeksi getirileri ile enflasyon arasında negatif bir ilişki bulmuştur.

Diğer taraftan, Spyrou (2004) Fisher (1930) hipotezini 1989 ile 2000 yılları arasında 10 tane gelişmekte olan ülke için test etmiş sadece bir ülkede (Tayland) enflasyon ile hisse senedi piyasa endeksi getiri oranları arasında negatif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulmuştur, diğer ülkelerde ilişki ya istatistiki

olarak anlamsız ya da pozitif ve istatistiki olarak anlamlıdır (Arjantin, Malezya ve Filipinler).

Alagidede (2009) altı Afrika ülkesinde (Mısır, Kenya, Fas, Nijerya, Güney Afrika ve Tunus) enflasyon ile hisse senedi piyasa endeksi getiri oranları arasındaki ilişkiyi analiz etmiş ve üç ülke için (Kenya, Nijerya ve Tunus) uzun dönemde Fisher (1930) hipotezini destekler nitelikte istatistiki olarak anlamlı pozitif bir ilişki gözlemlemiştir.

Literatürde hisse senedi piyasa endeksi ile enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen birçok çalışma olmasına karşın sektör endeksleri ile enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen sınırlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Diğer bir ifade ile “Hangi sektör hisseleri yatırımcılarını enflasyona karşı daha iyi korur?” sorusunun cevabı literatürde pek irdelenmemiştir. Antwerpen (2010) ve Luintel ve Paudyal (2006) bu alanda yakın zamanda yapılan çalışmalardan ikisidir ve iki çalışma da sadece gelişmiş ülke piyasalarını (sırasıyla Amerika ve İngiltere) incelemiştir.

Antwerpen (2010) üç tane Amerikan borsasında (NYSE, Amex ve Nasdaq) yer alan toplam 17 sektör için endeks getirileri ile enflasyon arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. 1928 ve 2008 yılları arasındaki veriler kullanılarak yapılan analizlerin sonuçlarına göre yatırımcısını enflasyona karşı en iyi koruyan sektörler, petrol-petrol ürünleri ve madenciliktir. Diğer taraftan, Luintel ve Paudyal (2006) 1955 ile 2002 yılları arasındaki verileri kullanarak Londra Borsası’nda yedi tane sektör endeksi (madencilik, sınai, tüketici malları, hizmetler, elektrik-gaz-su, finansal kurumlar, ve yatırım ortaklıkları) ile enflasyon arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre madencilik dışındaki diğer sektörler yatırımcısını enflasyona karşı korumaktadır.

Yazarların yaptığı literatür taramasında bankacılık sektörü endeksi ile enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen bir çalışmaya rastlanmamış ve bu çalışma ile yedi ülkede (Almanya, Amerika, Arjantin, Avusturya, İsrail, Macaristan, ve Türkiye) bankacılık sektörü endeksi ile tüketici fiyatları endeksi arasındaki ilişki analiz edilerek literatürdeki boşluk doldurulmak istenmiştir. Örneklem olarak seçilen bu yedi ülke, Moody’s in 2004 yılında ülkeleri bankacılık sektörü güçlülüğüne göre sıralamasında hem (Amerika, Avusturya ve Almanya gibi) bankacılık sektörü güçlüğünde üst sıralarda yer alan ülkeleri hem de (Türkiye ve Arjanti gibi) sıralamada sonlara doğru yer alan ülkeleri içermektedir (Lehman, 2004)¹.

Hisse senedi piyasasının gelişmesinde önemli katkıları olan bankacılık sektörü (Demirguc-Kunt ve Levine, 1996), borsalarda yatırımcıların dikkatini çekmektedir. Girard vd. (2010), Ocak 1986-Haziran 2004 tarihleri arasında 42 piyasadan 343’ü bankacılık olmak üzere toplam 3491 firmanın hisse senedi getiri

¹ Moody’s in 2004 yılında 57 ülkeyi bankacılık sektörlerinin güçlülüklerine göre sıralamasında, Amerika 8, Avusturya 16, Almanya 19, İsrail 22, Macaristan 33, Türkiye 46, ve Arjantin 50’inci sırada yer almıştır.

oranlarını ve işlem hacimlerini incelemiş, bankacılık hisse senetlerinin getiri oranının ve likiditesinin diğer hisselerinkinden daha yüksek, risklerinin ise daha düşük olduğunu gözlemlemişlerdir. Bu nedenle bu çalışmada bankacılık sektörü özel olarak incelenmek istenmiştir.

Literatürde bankacılık sektöründe karlılık ile enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalar bulunmaktadır. Bourke (1989) ve Perry (1992) çalışmalarında eğer enflasyon tam olarak tahmin edilebiliyorsa ve bankalar gelirlerini faaliyet giderlerinden daha fazla artırmak üzere faiz oranlarını ayarlayabiliyorlarsa, yüksek orandaki enflasyonun daha fazla kârlılığa sebep olabileceğini belirtmişlerdir. Gülhan ve Uzunlar (2011) 1990 ve 2008 tarihleri arasında Türk bankalarında karlılığı etkileyen faktörleri panel analiz yöntemi kullanarak incelemiş ve karlılıkla enflasyon arasında pozitif bir ilişki bulmuştur. Diğer taraftan, Boyd vd. (2001) ve Naceur ve Ghazouani (2004) analizlerinde enflasyon ile bankacılık sektörünün gelişmesi arasında negatif bir ilişki gözlemlemiştir.

Bu makalede üç bölüm bulunmaktadır. İlk bölümde makalenin amacı, motivasyonu ve literatürde ne tip bir boşluk dolduracağı açıklanmıştır. İkinci bölümde veriler ve uygulanan yöntemler belirtilmiş ve analizler sonucunda elde edilen bulgular irdelenmiştir. Son bölümde ise sonuçlar yorumlanarak sonlandırılmıştır.

II. VERİLER VE YÖNTEM

Analiz için Temmuz 1997- Temmuz 2007 dönemini kapsayan yedi tane ülkenin (Almanya, Amerika, Arjantin, Avusturya, İsrail, Macaristan ve Türkiye) bankacılık sektörü hisse senedi fiyat endeksinin aylık kapanış değerleri Datastream'den alınmıştır. Endekslerin değerleri yerel para birimi cinsindendir. Aylık tüketici fiyatları endeksi (TÜFE) verileri ise IFS'den temin edilmiştir. Tablo 1 verilerin logaritmik değişim oranlarının (bankacılık sektörü hisse senedi endeksi getiri oranı ve enflasyon oranı) özet istatistiklerini göstermektedir. Tablo 1'e göre Türk bankacılık sektörü hisse senetleri diğer ülkelerin bankacılık sektörü hisse senetlerine göre en yüksek getiriyi sağlamaktadır (aylık %3.26), Türk bankacılık sektörü hisse senetlerini ikinci olarak Macaristan bankacılık sektörü hisse senetleri takip etmektedir (aylık getiri oranı %2.25). Almanya'daki bankacılık hisse senetleri diğer ülkelerle karşılaştırıldığında en düşük getiri oranını sağlamaktadır (aylık % 0.13). Diğer taraftan, Arjantin bankacılık sektörü endeksinin getiri oranı Türk bankacılık sektörü endeksi getiri oranından sonra ikinci en yüksek standart sapmaya (%12.86) sahiptir.

Tablo 1'de sunulan enflasyon (tüketici fiyat endeksi değişim oranı) istatistiklerine baktığımızda Türkiye'nin ortalama aylık enflasyon oranının en yüksek (aylık %2.47) olduğu gözlemlenmektedir. İkinci en yüksek ülke yine Macaristan'dır (aylık %0.6). Enflasyon oranı en düşük ülke ise Almanya'dır (aylık %0.12). Jarque-Bera (JB) istatistiğine göre hem enflasyon hem de bankacılık sektörü hisse senetleri getiri oranları çoğu ülke için normal olmayan bir dağılıma sahiptir.

Tablo 1 Özet İstatistik Bilgileri

Ülke		Ortalama	Medyan	Std. Sapma	Çarpıklık	Basıklık	JB	
Almanya	ÄHF	0.0013	0.0125	0.0950	-0.9530	5.1378	41.0147	***
	ÄFE	0.0012	0.0010	0.0031	0.5759	3.8041	9.8665	***
Amerika	ÄHF	0.0043	0.0073	0.0418	-1.2392	9.1811	221.74	***
	ÄFE	0.0022	0.0020	0.0033	-0.0569	3.4999	1.31	
Arjantin	ÄHF	0.0032	-0.0028	0.1286	-0.5978	4.5675	19.43	***
	ÄFE	0.0055	0.0037	0.0121	4.4682	31.7740	4539.01	***
Avusturya	ÄHF	0.0147	0.0178	0.0633	-0.6775	5.4835	40.02	***
	ÄFE	0.0015	0.0018	0.0021	0.2468	3.0983	1.27	
İsrail	ÄHF	0.0086	0.0023	0.0611	0.2317	3.2267	1.33	
	ÄFE	0.0018	0.0010	0.0057	1.1955	6.5541	91.74	***
Macaristan	ÄHF	0.0225	0.0267	0.0990	-0.7808	5.6419	47.09	***
	ÄFE	0.0060	0.0050	0.0061	1.2000	5.1959	52.91	***
Türkiye	ÄHF	0.0326	0.0318	0.1652	0.2141	4.5943	13.63	***
	ÄFE	0.0247	0.0211	0.0208	0.8886	3.4270	16.70	***

Tabloda “ÄHF” bankacılık sektörü hisse senedi endeksinin aylık getiri oranını,

“ÄFE” ise aylık enflasyon oranını göstermektedir.

JB serilerin normal dağılıp dağılmadığını test eden Jarque-Bera istatistiği olup *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde serilerin normal dağıldığı hipotezinin reddedildiğini belirtmektedir.

Analizlerde öncelikli olarak serilerin logaritmaları hesaplanmış ve Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Peron (PP) ve Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, ve Shin (KPSS) testleri ile durağanlıkları test edilmiştir. ADF testi için aşağıdaki model kullanılmıştır:

$$\Delta P_t = c + \alpha t + \beta_0 P_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta P_{t-i} + u_t \quad (1)$$

modelde t zamanı, P_t t ayı için logaritmik bankacılık sektörü endeksini (veya logaritmik tüketici fiyatları endeksini) temsil etmektedir. Optimal “n” değeri Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılarak belirlenmiştir. Katsayıların istatistiki olarak anlamlılığını test ederken MacKinnon(1991)’in kritik değerleri kullanılmıştır. Analiz sonucunda eğer β_0 katsayısı istatistiki olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı bulunursa, “serinin birim kökü vardır” sıfır hipotezi ($H_0: \beta_0=0$) reddedilerek serinin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır.

Analizlerde parametrik olmayan Phillips-Perron testi de uygulanmıştır:

$$\Delta P_t = c + \alpha t + \beta_0 P_{t-1} + v_t \quad (2)$$

Analiz sonucunda ADF testinde olduğu gibi eğer β_0 katsayısı istatistiki olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı ise, “serinin birim kökü vardır” sıfır hipotezi (H_0) reddedilerek serinin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. KPSS testi ADF ve PP testlerinden farklı olarak “seri durağandır” sıfır hipotezini (H_0)

test etmektedir, dolayısıyla analiz sonucunda sıfır hipotezinin reddedilmesi serinin durağan olmadığını belirtir.

Tablo 2 üç yönteme (ADF, PP ve KPSS) göre serilerin durağanlık derecesini göstermektedir. Tabloda Amerika, Arjantin, İsrail ve Macaristan için hem bankacılık sektörü fiyat endeksinin logaritması hem de tüketici fiyatları endeksinin logaritması üç yönteme göre de birim köke sahiptir ve ancak serilerin birinci dereceden farkları alındığı zaman durağan hale gelmektedirler. Bu durumda adı geçen ülkeler için bütün serilerin durağanlık seviyesi $I(1)$ olmaktadır.

Diğer taraftan, Almanya, Avusturya ve Türkiye için birim kök testleri serilerin durağanlık derecesinin aynı olmadığını göstermiştir. Almanya’da ve Avusturya’da hisse senedi fiyat endeksi bütün yöntemlere göre birinci dereceden farkı alındıktan sonra durağan hale gelmektedir, ancak tüketici fiyatları endeksi için Almanya’da PP testi, Avusturya’da da KPSS testi diğer yöntemlerden farklı olarak birinci dereceden farkını almadan da serinin durağan olduğunu vurgulamaktadır.

Türkiye için üç yöntem de tüketici fiyatları endeksi serisinin birinci dereceden durağan olduğunu belirtirken, hisse senedi fiyat endeksi için KPSS yöntemi diğer yöntemlerden farklı olarak serinin seviye durumunda durağan olduğunu göstermiştir.

Eğer iki seri eşbütünleşirse, bu iki serinin doğrusal bileşimi durağandır ve bu seriler uzun dönemde birlikte hareket ederler. Amerika, Arjantin, İsrail, ve Macaristan’da (serilerin durağanlık seviyesi $I(1)$ olan ülkelerde) serilerin uzun dönemde birlikte hareket edip etmedikleri Johansen Eşbütünleşim Analizi kullanılarak test edilmiştir. Johansen Eşbütünleşim Analizi gecikme uzunluğuna karşı hassas olduğu için, öncelikle VAR analizi yapılarak her bir ülke için 1’den 15’e kadar gecikme uzunlukları denenmiş ve Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Son Tahmin Hatası (FPE, Final Prediction Error)’na göre optimal gecikme uzunluğu belirlenmiştir.

Tablo 2 Durağanlık Testleri

Ülke		ADF		PP		KPSS			ADF		PP		KPSS	
Almanya	HF	-1.4340		-1.4340		0.2038	**	FE	-3.0224		-3.4929	**	0.1796	**
	$\tilde{A}HF$	-11.3118	***	-11.3391	***	0.0863		$\tilde{A}FE$	-15.3522	***	-18.0412	***	0.1431	
Amerika	HF	-1.8373		-1.8373		0.1612	**	FE	-2.7201		-2.1355		0.1751	**
	$\tilde{A}HF$	-9.7988	***	-9.7850	***	0.0857		$\tilde{A}FE$	-8.8601	***	-7.8652	***	0.0687	
Arjantin	HF	-1.4348		-1.5676		0.2578	***	FE	-2.5874		-2.0156		0.2088	**
	$\tilde{A}HF$	-9.8187	***	-9.8152	***	0.0540		$\tilde{A}FE$	-4.6495	***	-4.7517	***	0.0821	
Avusturya	HF	-1.7817		-1.8150		0.3033	***	FE	-2.7198		-2.7711		0.0832	
	$\tilde{A}HF$	-9.8751	***	-9.8751	***	0.0336		$\tilde{A}FE$	-12.7124	***	-12.5802	***	0.0861	
İsrail	HF	-1.7990		-1.5449		0.2387	***	FE	-2.6490		-2.1574		0.1819	**
	$\tilde{A}HF$	-8.6114	***	-8.3948	***	0.0846		$\tilde{A}FE$	-6.9107	***	-6.6399	***	0.0998	
Macaristan	HF	-2.6035		-3.0186		0.1996	**	FE	-3.0750		-2.6102		0.3100	***
	$\tilde{A}HF$	-9.8636	***	-12.2913	***	0.0964		$\tilde{A}FE$	-7.9579	***	-8.0162	***	0.0955	
Türkiye	HF	-2.6714		-2.7916		0.1128		FE	-1.3764		-1.7329		0.3369	***
	$\tilde{A}HF$	-10.9743	***	-10.9743	***	0.0618		$\tilde{A}FE$	-5.8064	***	-5.4400	***	0.0891	

Tabloda “HF” bankacılık sektörü hisse senedi endeksinin aylık kapanış değerinin logaritmasını, “FE” ise aylık tüketici fiyatları endeksi değerinin logaritmasını göstermektedir.

“Δ” birinci dereceden farkdır.

“ADF” Augmented Dickey Fuller testi,

“PP” Phillips Peron testi ve “KPSS” Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, ve Shin testini simgelemektedir.

*, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerinde istatistiki olarak anlamlılıkları belirtir.

Johansen and Juselius (1990) seriler arasındaki eşbütünleşim sayısını bulurken iz test (trace test) ve maksimum özdeğer (maximum eigenvalue) test olmak üzere iki tane test kullanmaktadır.

$$\Delta X_t = \omega + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

modelde X (mx1) değişkenler vektörünü, ve \tilde{A}_i (mxm) kısa dönemli ilişkileri gösteren katsayıların matriksini temsil eder. \tilde{G} (mxr) matriksi seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin katsayısıdır ve “r” sayısı en çok değişken sayısından bir eksik olmak üzere ($r \leq m-1$) eşbütünleşik ilişki sayısını gösterir. Diğer taraftan, \hat{a}' eşbütünleşik vektörlerin katsayılarından oluşan bir matrikstir. Johansen iz test ve maksimum özdeğer testleri ile eşbütünleşik ilişki sayısını bulur. İz testte en çok “r” tane eşbütünleşik ilişki olduğu hipotezi (H_0) test edilmektedir. Eğer bu hipotez reddedilirse “r” den daha çok eşbütünleşik ilişki var demektir. Maksimum Özdeğer testi ise “r tane eşbütünleşmiş ilişki vardır” sıfır hipotezine karşı “r+1 tane eşbütünleşmiş ilişki vardır” hipotezini test etmektedir.

Tablo 3 İz Test ve Maksimum Özdeğer Test sonuçlarını göstermektedir. Tablo 3’e göre sadece Arjantin’de bankacılık sektörü hisse senedi endeksi ile tüketici fiyatları endeksi uzun dönemde birlikte hareket etmektedir. Diğer

ülkelerde (Amerika, İsrail ve Macaristan’da) iki endeks uzun dönemde birlikte hareket etmemektedir.

Tablo 3 Johansen Eşbütünleşim Testi

Ülke	Hipotez	Optimal Gecikme	Özdeğer (Eigenvalue)	İZ TEST		MAKSİMUM ÖZDEĞER TEST	
				Statistik	Olasılık	Statistik	Olasılık
Amerika	r=0	3	0.0925	15.8386	0.5055	11.3507	0.4778
	r≤1		0.0376	4.4879	0.6708	4.4879	0.6708
Arjantin	r=0	9	0.1881	29.4583	0.0171	23.1332	0.0136
	r≤1		0.0554	6.3251	0.4202	6.3251	0.4202
İsrail	r=0	2	0.0891	14.0708	0.6518	11.0060	0.5127
	r≤1		0.0256	3.0648	0.8687	3.0648	0.8687
Macaristan	r=0	13	0.1174	19.0168	0.2798	13.3641	0.2996
	r≤1		0.0515	5.6526	0.5056	5.6526	0.5056

Tabloda “olasılık” terimleri hipotezin yüzde kaç anlamlılıkta reddilebileceğini göstermektedir.

Optimal gecikme uzunlukları belirlenirken 1’den 15’e kadar rakamlar denenmiş en küçük AIC ve FPE değerlerin sağlayan gecikme uzunluğu seçilmiştir.

Eğer sistemde eşbütünleşik ilişki tesbit edilirse, Vektör Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model, VECM) kullanılarak meydana gelen sapmaların ne kadar hızlı ortadan kaldırıldığı ölçülebilmektedir. Hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ise uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler uzun dönem denge ilişkisine yakınsamaktadır.

$$\Delta FE_t = \lambda_0 + \psi ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \lambda_i \Delta FE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \vartheta_i \Delta HF_{t-i} + u_t \quad (4)$$

$$\Delta HF_t = \varphi_0 + \omega ECT_{t-1} + \sum_{i=1}^n \varphi_i \Delta HF_{t-i} + \sum_{i=1}^n \phi_i \Delta FE_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Modellerde ECT_{t-1} t-1 zamanında hata düzeltme terimidir. HF bankacılık sektörü fiyat endeksinin logaritmasını, FE ise tüketici fiyatları endeksinin logaritmasını göstermektedir. Tablo 4 uzun vadeli ilişkinin gözlemlendiği Arjantin için hem vektör hata düzeltme modelinin hem de normalleştirilmiş eşbütünleşim modelinin sonuçlarını göstermektedir. Tablo 4’de beklenildiği gibi hata düzeltme terimi negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Normalleştirilmiş eşbütünleşim modeline göre ise bankacılık sektörü hisse senedi fiyat endeksi ile tüketici fiyatları endeksi arasında istatistiki olarak anlamlı ve pozitif bir ilişki vardır, yani Arjantin’de bankacılık sektörü hisse senetleri yatırımcısını enflasyona karşı korumaktadır.

Tablo 4 Vektör Hata Düzeltme Modeli ve Normalleştirilmiş Eşbütünleşim Modeli

Ülke	Bağımlı Değişken	Hata Düzeltme Terimi Katsayısı	t-istatistiği	
Arjantin	ΔHF	-0.0068	-2.8218	***
Normalleştirilmiş Eşbütünleşim Modeli				
Sabit terim	Zaman	FE	FE t-istatistiği	
-8.700	-0.0039	3.3254	2.9371	***

Tabloda “ ΔHF ” bankacılık sektörü hisse senedi fiyat endeksindeki değişme oranıdır.

“FE” ise aylık tüketici fiyatları endeksi değerinin logaritmasını göstermektedir.

“***” %1 seviyesindeki istatistiki anlamlılığı gösterir.

Serilerin bütünleşme dereceleri farklı olduğu zaman Johansen Eşbütünleşim Analizi’ni uygulamak mümkün olmamaktadır. Bu durumda Peseran vd. (2001) “Gecikmesi Dağıtılmış Ardışık Bağımlılık Modeli” (ARDL, Autoregressive Distributed Lag) uygulanarak özellikle Almanya, Avusturya ve Türkiye’de bankacılık sektörü endeksi ile tüketici fiyatları endeksi arasındaki ilişki analiz edilmiştir. ARDL yöntemi Johansen Eşbütünleşim Analizi’nden farklı olarak serilerin hepsinin I(1) bütünleşime sahip olmasını gerektirmemekte, serilerin bazıları I(0) bazıları da I(1) olmasına rağmen eşbütünleşim analizi yapabilmektedir. Bunun yanında gözlem sayısının azlığı da bu test için sorun teşkil etmemektedir.

$$\Delta HF_t = \varphi_0 + \alpha t + \lambda_1 HF_{t-1} + \lambda_2 FE_{t-1} + \sum_{i=1}^n \varphi_i \Delta HF_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta FE_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Modelde $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = 0$, hipotezine karşı $H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq 0$ hipotezi test edilerek HF (bankacılık sektörü fiyat endeksinin logaritması) ile FE (tüketici fiyatları endeksinin logaritması) arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı araştırılmaktadır. Wald test ile hesaplanan F istatistiği Peseran vd. (2001)’e göre alt (I(0)) ve üst kritik (I(1)) değerler ile karşılaştırılmaktadır. Eğer F istatistiği alt sınırın altındaysa “eşbütünleşim olmadığı”, üst sınırın üstünde ise de “eşbütünleşim olduğu” sonucuna varılır².

² Model “t” zaman değişkeni olmadan da uygulanmış ve sonuçların değişmediği gözlemlenmiştir. Ayrıca Arjantin 2001-2002 krizi ve Türkiye 2001 krizi için kukla değişkenler kullanılmış sonuçların değişmediği gözlemlenmiştir.

Tablo 5 ARDL Modelinin Optimal Gecikme Uzunluğu

Ülke	Optimal Gecikme	Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi	Olasılık	AIC	SIC
Almanya	2	0.1018	0.9033	-1.7600	-1.5251
Amerika	1	0.1721	0.6791	-3.4408	-3.2773
Arjantin	1	0.1719	0.6793	-1.3629	-1.1995
Avusturya	1	0.9773	0.3250	-2.6309	-2.4674
İsrail	2	0.6563	0.5208	-2.7232	-2.4884
Macaristan	2	1.3276	0.2694	-1.8439	-1.6091
Türkiye	1	0.4576	0.5001	-0.7697	-0.6062

Optimal gecikme uzunlukları otokorelasyon sorunu olmadan en düşük AIC ve SIC değeri elde edecek şekilde belirlenmiştir.

Tabloda "Olasılık" 0.1'den büyük olduğu zaman Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi'ne göre otokorelasyon sorunu olmadığını gösterir.

Modelde yer alan "n" gecikme uzunluğu belirlenirken AIC ve SIC gibi bilgi kriterleri kullanılmıştır. Gecikme uzunluğu için 1'den 4'e kadar değerler denenmiş en küçük AIC ve SIC değeri veren gecikme uzunluğu belirlenmiş ve Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi ile de ardışık bağımlılık sorununun olmamasına dikkat edilmiştir. Tablo 5'de her ülke için otokorelasyon sorunu olmayan optimal gecikme uzunlukları gösterilmektedir. Tablo 6'da ise sınır testi (ARDL) ile yapılan eşbütünleşim analiz sonuçları bulunmaktadır. Son sütundaki F- istatistiklerine göre Amerika, Arjantin, İsrail, ve Macaristan için daha önce uygulanan Johansen Eşbütünleşim Analizi ile aynı sonuçlar bulunmuştur. Diğer bir ifade ile Arjantin'de F-istatistiği üst kritik değerin üstünde yer alarak bankacılık sektörü endeksi ile tüketici fiyatları endeksi arasında eşbütünleşim olduğu vurgulanmıştır. Amerika, İsrail ve Macaristan'da ise F istatistiği alt kritik değerin altında kaldığı için uzun vadeli bir ilişki olmadığı gözlemlenmiştir.

Serilerin durağanlık düzeyleri farklı olduğundan daha önce Johansen Eşbütünleşim Analizi uygulanamayan Almanya, Avusturya ve Türkiye'de F istatistiği alt kritik değerin altında kaldığı için bankacılık sektörü endeksi ile tüketici fiyatları endeksi arasında uzun vadeli bir ilişki bulunmamaktadır.

Tablo 6 ARDL Analiz Sonuçları

Ülke	$\hat{\theta}_0$		\hat{A}		$\hat{\epsilon}_1$		$\hat{\epsilon}_2$		$\hat{\theta}_1$	$\hat{\theta}_2$	\hat{a}_1		\hat{a}_2	Wald
Almanya	9.634		0.003		-0.030		-2.112		-0.026	0.016	0.861		-2.657	1.250
	(1.00)		(1.02)		(0.99)		(0.98)		(0.27)	(0.16)	(0.26)		(0.84)	
Amerika	-0.417		0.000		-0.070		0.214		0.104		-0.767			2.133
	(0.17)		(0.04)		(1.96)	*	(0.38)		(1.08)		(0.62)			
Arjantin	-1.571		-0.002		-0.104		0.530		0.051		-3.383			9.932
	(2.92)	***	(2.25)	**	(3.91)	***	(3.61)	***	(0.58)		(3.16)	***		
Avusturya	-0.872		0.001		-0.053		0.252		0.113		-2.148			1.881
	(0.17)		(0.39)		(1.91)	*	(0.22)		(1.20)		(0.75)			
İsrail	0.577		0.001		-0.044		-0.081		0.316	-0.136	1.011		-1.065	1.312
	(0.73)		(0.45)		(0.18)		(0.82)		(0.00)	(0.17)	(0.37)		(0.35)	
Macaristan	2.678		0.006		-0.180		-0.397		0.175	-0.213	1.315		1.258	4.668
	(0.05)		(0.01)		(0.00)		(0.17)		(0.06)	(0.02)	(0.40)		(0.42)	
Türkiye	1.196		0.005		-0.109		-0.050		-0.020		2.557			3.892
	(2.53)	**	(2.69)	***	(2.73)	***	(0.85)		(0.21)		(2.25)	**		

Tabloda aşağıdaki model için ARDL analiz sonuçları sunulmuştur:

$$\Delta HF_t = \theta_0 + \lambda_1 HF_{t-1} + \lambda_2 FE_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i \Delta HF_{t-i} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta FE_{t-i} + \varepsilon_t$$

modelde t zamanı, HF hisse senedi fiyat endeksinin logaritmasını, FE ise tüketici fiyatları endeksinin logaritmasını göstermektedir.

*, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeylerinde istatistiki olarak anlamlılıkları belirtir. Wald test için kritik değerler (Pesaran, Shin ve Smith, 2001):

%10 anlamlılık düzeyinde kritik değerler: alt sınır (I(0))= 5.649, üst sınır (I(1))=6.335

%5 anlamlılık düzeyinde kritik değerler: alt sınır (I(0))= 6.606, üst sınır (I(1))=7.423

%1 anlamlılık düzeyinde kritik değerler: alt sınır (I(0))= 9.063, üst sınır (I(1))=9.789

Eşbütünleşme ilişkisi olmayan değişkenler arasında ise VAR (Vector Autoregressive) modeli üzerinden Granger nedensellik analizi uygulanarak ilişkinin yönü belirlenmeye çalışılmaktadır³.

$$\Delta FE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta FE_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta HF_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta HF_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^n \theta_{1i} \Delta HF_{t-i} + \sum_{i=1}^n \theta_{2i} \Delta FE_{t-i} + \mu_t \quad (8)$$

İki model birlikte tahmin edilerek birinci model için “Bankacılık sektörü hisselerinin fiyatı TÜFE’yi etkilemez” hipotezi ile ($H_0: \alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = \dots = \alpha_{2n} = 0$),

³ Eğer seriler arasında eşbütünleşim varsa hata düzeltme terimi modelde bulunmadığı için Granger Nedensellik Analizi’ni uygulamak doğru olmaz.

ikinci model için “TÜFE bankacılık hisselerinin fiyatını etkilemez” hipotezi ($H_0: \theta_{21} = \theta_{22} = \theta_{23} = \dots = \theta_{2n} = 0$) test edilmektedir⁴. Tablo 7’de yer alan analiz sonuçlarına göre Amerika, Avusturya, ve Macaristan’da her iki yönde de nedensellik ilişkisi yoktur. Diğer taraftan, Türkiye için çift yönlü bir ilişki söz konusu olmaktadır. Almanya ve İsrail’de ise sadece bankacılık sektörü hisse senedi fiyatları enflasyonu etkilerken enflasyon bankacılık sektörü hisse senedi fiyatlarını etkilememektedir.

Tablo 7 Granger Nedensellik Analizi

Ülke	Hipotez	F- istatistiği	Olasılık
Almanya	TÜFE bankacılık hisselerinin fiyatını etkilemez	0.6399	0.5293
	Bankacılık hisse senetlerinin fiyatı TÜFE'yi etkilemez	4.5514	0.0126
Amerika	TÜFE bankacılık hisselerinin fiyatını etkilemez	0.5550	0.5756
	Bankacılık hisse senetlerinin fiyatı TÜFE'yi etkilemez	1.3559	0.2619
Avusturya	TÜFE bankacılık hisselerinin fiyatını etkilemez	0.1424	0.9660
	Bankacılık hisse senetlerinin fiyatı TÜFE'yi etkilemez	0.3981	0.8096
İsrail	TÜFE bankacılık hisselerinin fiyatını etkilemez	0.6200	0.4326
	Bankacılık hisse senetlerinin fiyatı TÜFE'yi etkilemez	3.9026	0.0506
Macaristan	TÜFE bankacılık hisselerinin fiyatını etkilemez	1.0586	0.4053
	Bankacılık hisse senetlerinin fiyatı TÜFE'yi etkilemez	1.4075	0.1790
Türkiye	TÜFE bankacılık hisselerinin fiyatını etkilemez	4.1501	0.0036
	Bankacılık hisse senetlerinin fiyatı TÜFE'yi etkilemez	3.0534	0.0200

III. SONUÇ

Bu çalışmada “Yedi ülkede (Almanya, Arjantin, Avusturya, İsrail, Macaristan ve Türkiye) bankacılık sektörü hisse senetleri yatırımcısını enflasyon karşı korur mu?” sorusuna cevap aranmıştır. Yedi ülke (Moody’s in 2004 yılındaki sıralamasına göre) hem Amerika, Avusturya ve Almanya gibi bankacılık sektörünün güçlü olduğu gelişmiş ülkeleri hem de Arjantin ve Türkiye gibi bankacılık sektörünün güçlü olmadığı gelişmekte olan ülkeleri kapsamaktadır.

Makalede öncelikli olarak bankacılık sektörü hisse senedi fiyatları ile enflasyon arasındaki uzun vadeli ilişki Johansen Eşbütünleşim Analizi ve ARDL yöntemi ile incelenmiştir. Analiz sonuçlarına göre yatırımcısını enflasyona karşı koruyan tek ülke Arjantin’dir. Diğer ülkeler için iki seri arasında uzun vadeli bir ilişki gözlemlenmemiştir. Çalışmada ayrıca Granger Nedensellik Analizi yapılarak bankacılık sektörü hisse senedi fiyat endeksi ile enflasyon arasındaki ilişki irdelenmiştir. Analiz sonuçlarına göre Amerika, Avusturya ve Macaristan’da iki seri arasında hiçbir ilişki yoktur. Almanya ve İsrail’de sadece bankacılık sektörü hisse senedi fiyatlarının TÜFE’yi etkilediği tek yönlü bir ilişki

⁴ Optimal gecikme uzunlukları FPE ve AIC’e göre en düşük değeri verecek şekilde seçilmiştir.

söz konusudur. Türkiye’de ise her iki serinin de birbirini etkilediği çift yönlü bir ilişki bulunmaktadır.

KAYNAKÇA

- ALAGIDEDE, Paul (2009), “ Relationship Between Stock Returns and Inflation”, *Applied Economics Letters*, 16, 1403–1408.
- ANARI, Ali ve James KOLARI (2001), “Stock Prices and Inflation”, *Journal of Financial Research*, 24, 587–602.
- ANTWERPEN, D. Van (2010), “Hedging Inflation by Selecting Stock Industries”, *Thesis Erasmus School of Economics*, 1-30.
- BODIE, Zvi (1976), “Common Stocks as a Hedge Against Inflation”, *Journal of Finance*, 31, 459–70.
- BOUDOUKH, Jacob ve Matthew RICHARDSON (1993), “Stock Returns and Inflation: A Long-Horizon Perspective”, *American Economic Review*, 83, 1346–1355.
- BOURKE, Philip (1989), “Concentration and Other Determinants of Bank Profitability in Europe, North America and Australia”, *Journal of Banking and Finance*, 13(1), 65-79.
- BOYD, John H., LEVINE, Ross ve Bruce SMITH (2001), “ The Impact of Inflation on Financial Market Performance”, *Journal of Monetary Economics*, 47, 221-248.
- DANTHINE, Jean Pierre ve John B. DONALDSON (1986), “Inflation and Asset Prices in an Exchange Economy”, *Econometrica*, 54(3), 585–606.
- DEMIRGUC-KUNT Aşlı ve Ross LEVINE (1996), “Stock Market Development and Financial Intermediaries: Stylized Facts”, *World Bank Economic Review*, 10(2), 291-321.
- DICKEY, David ve Wayne A. FULLER (1981), “ Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- FAMA, Eugene (1981), “Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money”, *American Economic Review*, 71, 545-565.
- FAMA, Eugene ve William G. SCHWERT (1977), “ Asset Returns and Inflation”, *Journal of Business*, 55, 201–231.
- FISHER, Irving (1930), *The Theory of Interest*, New York: Macmillan Co. 1st edition.
- GIRARD, Eric, NOLAN, James ve Tony PONDILLO (2010), “ Determinants of Emerging Markets’ Commercial Bank Stock Returns”, *Global Journal of Business Research*, 4(2), 11-26.
- GREGORIOU Andros ve Alexandros KONTONIKAS (2010), “The Long Run Relationship Between Stock Prices and Goods Prices: New Evidence From Panel Cointegration”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 20(2), 166-176.
- GROENEWOLD, Nicolaas, O’ROURKE, Gregory ve Stephen THOMAS (1997), “ Stock Returns and Inflation: A Macro Analysis”, *Applied Financial Economics*, 7(2), 127-136.
- GULTEKIN, Bülent N. (1983), “ Stock Market Returns and Inflation: Evidence From Other Countries”, *Journal of Finance*, 38, 49–65.
- GÜLHAN, Ünal ve Evcan UZUNLAR (2011), “Bankacılık Sektöründe Kârlılığı Etkileyen Faktörler: Türk Bankacılık Sektörüne Yönelik Bir Uygulama”, *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15 (1), 341-368.
- JAFFE, Jeffrey ve Gerson MANDELKER (1976), “The Fisher Effect for Risky Assets: An Empirical Investigation”, *Journal of Finance*, 31, 447–548.
- JOHANSEN, Soren ve Katarina JUSELIUS (1990), “ Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- KWIATKOWSKI, Denis, PHILLIPS, Peter, SCHMIDT, Peter ve Yongcheol SHIN (1992), “Testing The Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root”, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- LEHMAN, Sergio (2004), “Crisis Prevention: Domestic Policy Framework and International Financial Architecture”, *The 3rd Annual PECC Finance Conference*, 1-35.

- LUINTEL, Kul B. ve Krishna PAUDYAL (2006), “ Are Common Stocks a Hedge Against Inflation?”, *The Journal of Financial Research*, 29(1), 1-19.
- MACKINNON, James (1991) “Critical Values for Cointegration Tests”, In R. F. Engle & C.W.J. ranger (Eds.), *Long Economic Relationships*. Oxford: Clarendon Press.
- MARSHALL, David A. (1992), “Inflation and Asset Returns in a Monetary Economy”, *Journal of Finance*, 47, 1315-1342.
- NACEUR, Samy Ben ve Samir GHAZOUANI (2004), “ Does Inflation Impact on Financial Sector Performance in the MENA region?”, *Working Paper*, 1-11.
- NELSON, Charles R. (1976), “ Inflation and Rates of Return on Common Stocks”, *Journal of Finance*, 31, 471-483.
- PERRY, Philip (1992), “ Do Banks Gain or Lose from Inflation”, *Journal of Retail Banking*, 16, 25-30.
- PESARAN, Hasem, SHIN, Yongcheol ve Ron SMITH (2001), “ Bounds Testing Approaches to The Analysis of Long-Run Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- PHILLIPS, Peter ve Pierre PERRON (1988), “Testing for A Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, 75(2), 336-346.
- SPYROU, Spyros I. (2004), “ Are Stocks a Good Hedge Against Inflation? Evidence from Emerging Markets”, *Applied Economics*, 36(1), 41-48.